



Centre d'Economie de la Sorbonne

UMR 8174

C
a
h
i
e
r
s
de
la
M
S
E

Changements de régime pour la persistance et la dynamique du taux d'intérêt réel américain

Nicolas MILLION

2006.67



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
<http://mse.univ-paris1.fr/Publicat.htm>

ISSN : 1624-0340

Changements de régime pour la persistance et la dynamique du taux d'intérêt réel américain

*Nicolas MILLION*¹

Centre d'Economie de la Sorbonne - CNRS

*Université Paris I Panthéon-Sorbonne*²

¹Je souhaite remercier Marie Bessec et Melika Ben Salem pour plusieurs discussions qui ont permis d'améliorer cet article ainsi que Bruce Hansen pour certains programmes utilisés dans cette version. Toute erreur restante serait bien entendu de ma responsabilité.

²Université de Paris I, Maison des Sciences Economiques, 106-112 Boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13, France. Fax: 33 1 44 07 82 02. Email: million@univ-paris1.fr

Résumé

Dans cet article, nous analysons le taux d'intérêt réel pour les bons du Trésor américain à trois mois par l'intermédiaire d'une représentation SETAR (*Self Exciting Threshold AutoRegressive*). Dans le but de distinguer la non linéarité de la non-stationnarité, nous utilisons des tests très récents d'intégration à seuil contre une alternative stationnaire et non linéaire. Une innovation de ce travail réside dans l'introduction de ruptures structurelles dans la partie déterministe. Cela implique que la valeur du paramètre de seuil estimée par le modèle varie après un changement de structure du modèle. Les résultats empiriques des tests de linéarité soutiennent l'hypothèse d'un processus de retour à la moyenne non linéaire pour le taux d'intérêt réel américain sur les cinquante dernières années. Cependant, l'application des tests de racine unitaire ne sont pas si définitifs par rapport à l'hypothèse de stationnarité: le taux d'intérêt réel semble stationnaire uniquement pour le régime bas, défini par le paramètre de seuil estimé.

Numéros de classification du *Journal of Economic Literature*: E4, C12, C22.

Mots clés: Modèle SETAR, rupture structurelle, taux d'intérêt réel, changement de régime.

Abstract

In this article, we analyze the real interest rate series of the three-month Treasury Bill rates in the framework of a SETAR model (*Self Exciting Threshold AutoRegressive*). With the aim of disentangling the non-linearity from the non-stationarity cases, we use very recent threshold integration tests against a stationary but non-linear alternative hypothesis. One innovation consists in the introduction of structural breaks in the deterministic part of the process. This long-run representation therefore allows for a time-varying threshold parameter in the model. Empirical results strongly call for non-linear mean reversion effects concerning the real interest rate series during the last fifty years. However, the conclusion of the unit root tests are not so straightforward concerning the hypothesis of stationarity: the real interest rate seems to be stationary only for the lower regime, determined by the estimated threshold.

Journal of Economic Literature classification numbers: E4, C12, C22.

Key words: SETAR Model, structural break, real interest rate, switching regime.

1 Introduction

Dans un environnement sans rigidités nominales, sans coûts d'intervention, avec un comportement homogène des agents sur des marchés efficients, l'apparition d'un effet Fisher complet (c'est-à-dire un taux d'intérêt réel stationnaire autour d'une valeur de référence) est susceptible d'être vérifiée (selon la théorie avancée par Fisher (1930)), même à court terme. Etant donné que de telles conditions sont peu susceptibles d'être vérifiées empiriquement, un comportement non-linéaire concernant les taux d'intérêt peut apparaître sur les marchés des capitaux. En particulier, dans le cas du marché des bons du Trésor à trois mois, des phénomènes asymétriques induits par le comportement de la Banque Centrale peuvent modifier le comportement caractérisant le processus de retour du taux d'intérêt réel vers sa valeur d'équilibre.

De manière intuitive, l'existence de frictions sur les marchés suggère que la dynamique du taux d'intérêt réel peut s'exprimer comme une fonction de la taille de ses déviations par rapport à une valeur de référence. En outre, une attitude asymétrique de la part des opérateurs du marché peut entraîner l'apparition d'effets non-linéaires liés au signe de la déviation par rapport à cette valeur de référence.

Plusieurs travaux ont souligné l'existence de certaines forces en jeu pouvant perturber le mécanisme de confrontation entre offre et demande de fonds prêtables pour la détermination du taux d'intérêt réel sur les titres à maturité courte (comme les changements politiques - cf Caporale et Grier (2000) - ou la présence d'effets peso par exemple - cf Evans et Lewis (1995)). En outre, depuis Huizinga et Mishkin (1985), il est reconnu que les changements de régime monétaire ont une influence sur le comportement des taux d'intérêt réels. Des changements dans le taux d'intérêt américain à court terme consécutivement à des chocs inflationnistes reflètent les modifications d'orientation de la politique monétaire. Cela fut particulièrement flagrant à partir de 1979 avec notamment la politique désinflationniste amorcée après l'arrivée de Paul Volcker à la tête de la Réserve Fédérale américaine (Fed ci-après)³.

Dans un contexte de ciblage d'inflation, le taux d'intérêt nominal à très court terme est devenu l'instrument privilégié pour la mise en oeuvre de la politique monétaire. Ainsi, lorsque l'inflation se trouve au dessus de la cible, le comportement de la banque centrale sera différent si bien que la dynamique des taux directeurs ne sera pas conforme à celle correspondant au cas où l'inflation se situe en dessous de la cible. Cela peut constituer une explication quant à l'apparition de dynamiques différentes du taux d'intérêt réel par rapport à son niveau.

³Ces changements ont abouti à des réactions plus fortes des taux directeurs suite à des surprises inflationnistes positives que lorsque les surprises étaient négatives. Cela signifie que les autorités monétaires ont été très réactives en augmentant de manière conséquente les taux d'intérêt nominaux en réponse à ces pressions inflationnistes, ce qui a conduit les taux d'intérêt réels à retourner vers leur valeur d'équilibre. D'un autre côté, dans un contexte désinflationniste, les autorités peuvent ne pas être disposées à réduire d'autant les taux d'intérêt.

Kim, Osborn et Sensier (2005) ont récemment mis en évidence le rôle de préférences non quadratiques pour la banque centrale comme origine d'une forme non-linéaire pour sa fonction de réaction à la Taylor. Néanmoins, d'après leur analyse empirique, cette asymétrie des préférences n'apparaît pas comme entièrement responsable de la non-linéarité de la fonction de réaction. En effet, d'après Dolado, Dolores et Ruge-Garcia (2002), il semblerait que l'association d'une convexité pour la courbe de Phillips et d'une fonction de perte asymétrique pour la banque centrale aboutit théoriquement à une règle de Taylor optimale non linéaire. Cette hypothèse a été validée par des estimations empiriques. De même, les résultats obtenus par Orphanides et Wilcox (2000) concernant un comportement de ciblage d'inflation en zone pour la fonction de réaction de la Fed semblent suggérer un ajustement différent suivant le niveau des déviations des taux d'inflation par rapport à leur cible, ce qui remet en question la représentation linéaire de la règle de Taylor.

Ce comportement *a priori* non-linéaire du taux d'intérêt nominal a été identifié par différentes études empiriques⁴. Cette propriété de non-linéarité du processus pour le taux d'intérêt nominal se répercute également sur le taux d'intérêt réel. A titre d'exemple, Garcia et Perron (1996) ont mis en évidence l'existence de changements de régime markoviens pour le taux d'intérêt réel *ex ante*.

En plus de possibles effets non linéaires, la propriété de stationnarité du taux d'intérêt réel n'a pas été identifiée de manière unanime parmi les nombreuses études qui y ont été consacrées (voir Cooray (2002) pour une synthèse). Or, Pippinger et Goering (1993) et Caner et Hansen (2001) ont souligné la faible puissance des tests de racine unité de type Augmented Dickey Fuller (ADF, cf Dickey et Fuller (1979)) lorsque le Processus Générateur des Données (PGD) est en réalité un processus stationnaire mais non-linéaire, ce qui augmente le risque de considérer la série à tort comme intégrée d'ordre un.

Cet article vise à étudier l'existence éventuelle d'effets asymétriques à la fois pour la dynamique et la persistance du taux d'intérêt réel américain. Etant donné que les tests usuels de racine unité sont peu puissants lorsque le processus stochastique est non-linéaire, il est intéressant de considérer de manière jointe l'analyse de la non-stationnarité et de la non-linéarité du processus. Parmi les développements récents en économétrie non-linéaire, Caner et Hansen (2001) ont proposé des procédures de tests capables pour la première fois dans la littérature de distinguer le cas non-linéaire du cas non-stationnaire dans le cadre d'un processus à seuil. Afin de détecter des effets asymétriques, un test de linéarité basé sur la statistique de Wald sera appliqué aux données américaines et l'hypothèse alternative considérée sera un modèle à deux régimes avec effets de seuil. Des tests d'intégration spécifiquement

⁴Sola et Driffil (1994) et Gray (1996), à partir de modèles à changements de régime markovien, et Anderson (1997), Henry (1999) et Enders et Siklos (2001), à l'aide de modèles autorégressifs à seuil, ont apporté des éléments empiriques permettant de supposer des changements de régime pour le processus du taux d'intérêt nominal.

construits pour un modèle à seuil seront utilisés.

L'importance d'une rupture structurelle pour le taux d'intérêt réel a été mise en évidence par de nombreux économistes, notamment Garcia et Perron (1996) et Clarida, Gali et Gertler (2000) (pour la relation entre taux d'intérêt nominal et taux d'inflation), entre autres. C'est pourquoi une innovation introduite dans cet article par rapport à l'utilisation classique du test de Caner et Hansen (2001) consiste à autoriser une rupture structurelle dans la partie déterministe du processus du taux d'intérêt réel. L'apport de la démarche adoptée est donc de faire coïncider des effets asymétriques (soit de signe, soit de taille) dans le modèle avec la présence d'une rupture structurelle. Ce changement structurel aboutit à un paramètre de seuil (délimitant les deux régimes haut et bas pour le taux d'intérêt réel) qui change de valeur après la date de rupture, estimée à juillet 1979.

Cet article est structuré de la manière suivante: la deuxième section présente, de manière détaillée, les différents modèles à seuil ainsi que le test de linéarité utilisé dans cet article. La troisième section s'intéresse aux tests d'intégration spécifiquement construits pour un modèle à seuil avec deux régimes et aux méthodes de rééchantillonnage employées pour le calcul des valeurs critiques. La quatrième section applique ces tests au taux d'intérêt réel centré autour d'une valeur de référence qui change après une date de rupture, afin de valider l'existence d'un effet Fisher complet (relation de un pour un entre taux d'intérêt nominal et taux d'inflation). La dernière section conclut l'article par une synthèse des résultats et des propositions d'amélioration.

2 Effets de seuil pour la dynamique du processus

Dans les modèles à seuil, la dynamique du processus est distincte suivant le régime auquel appartient la variable de seuil. Deux approches vont être utilisées pour modéliser ce changement de régime: le modèle TAR⁵ (Threshold AutoRegressive) de Tong et Lim (1980) et le modèle M-TAR d'Enders et Siklos (2001). Dans la première approche, la dynamique de la série étudiée se modifie si la variable de transition en niveau dépasse la valeur du paramètre de seuil. Dans la deuxième spécification, la série présente un ajustement distinct suivant que l'accroissement de la variable de transition est plus important ou plus faible que le paramètre de seuil.

2.1 Présentation du modèle à seuil

Afin de prendre en compte la présence de comportements différents selon les états de la nature, il est possible d'introduire plusieurs régimes dans la modélisation au-

⁵Ce modèle été repris par Balke et Fomby (1997) dans le cadre d'une représentation à correction d'erreur avec un ajustement à seuil pour la force de rappel

torégressive d'un processus: la dynamique dépend alors de la taille ou du signe de la variable de seuil.

Soit Y_t le processus étudié. La partie déterministe de ce processus comprend une constante et des variables indicatrices du changement structurel (pour une date de rupture T_b). Cette composante déterministe est donc différente avant et après la date de rupture structurelle:

$$Y_t = \mu_{01} + (\mu_{02} - \mu_{01})DU_t + \mu_2 D(T_b)_t + Z_t \quad (1)$$

$$\text{avec } DU_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < T_b \\ 1 & \text{si } t \geq T_b \end{cases} \text{ et } D(T_b)_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < T_b \\ 1 & \text{si } t = T_b \end{cases}$$

L'aléa Z_t représente les variations aléatoires de Y_t autour de sa valeur moyenne μ_j (qui change après la date de rupture T_b):

$$Z_t = \begin{cases} Y_t - \mu_{01} & \text{si } t < T_b \\ Y_t - \mu_{02} - \mu_2 & \text{si } t = T_b \\ Y_t - \mu_{02} & \text{si } t \geq T_b \end{cases}$$

Nous introduisons également deux régimes dans la représentation autorégressive de Z_t de la manière suivante:

$$Z_t = \rho_i Z_{t-1} + A_i(L)\Delta Z_t + e_{i,t} \quad (2)$$

où $e_{i,t}$ est un processus bruit blanc. Dans cette représentation, le processus Z_t suit un modèle autorégressif à seuil dont le coefficient autorégressif du premier ordre ρ_i est différent suivant les régimes $i \in \{1, 2\}$. Le coefficient de persistance ρ_i pour chacun de ces régimes varie suivant la valeur prise par la variable de seuil.

Au total, le modèle (2) nous permet donc de spécifier une représentation autorégressive variable avec le temps et le régime $i \in \{1, 2\}$.

2.2 Spécification de la variable de transition

Au sein des représentations à seuil proposées dans la littérature, nous avons choisi de nous concentrer sur les modèles pour lesquels le processus étudié Z_t constitue la variable de transition (modélisation SETAR, pour *Self Exciting Threshold Autoregressive Model*). Ces modèles ont l'avantage de spécifier de manière explicite le mécanisme qui conditionne le changement d'état de la représentation, à l'inverse des modèles à changements de régime markoviens par exemple.

Dans la spécification SETAR (Self-Exciting Threshold AutoRegressive), la dynamique de la variable considérée est fonction de son niveau. Cela permet de mettre en évidence des dynamiques d'ajustement distinctes selon que la variable d'intérêt excède ou non un seuil estimé (en niveau ou en accroissement). Ainsi, le fait de

choisir la série étudiée comme variable de transition nous permet de relier l'étude de la dynamique du processus à son niveau (modèle SETAR) ou à sa croissance (modèle M-SETAR).

2.2.1 Effets de seuil avec variable de transition en niveau

Dans le cadre d'un modèle à seuil avec deux régimes, le processus Z_t peut être décrit par un modèle SETAR:

$$\Delta Z_t = \Xi_1 x_{t-1} (1 - I_t) + \Xi_2 x_{t-1} I_t + e_t \quad (3)$$

avec $x_{t-1} = [Z_{t-1} \Delta Z_{t-1} \dots \Delta Z_{t-p}]'$. Les coefficients sont partitionnés pour chacun des deux régimes de la manière suivante $\Xi_i = [\phi_i \ A_i]$ avec $i \in \{1, 2\}$. $\phi_i = (1 - \rho_i)$ est un scalaire et A_i est un vecteur à p dimensions. La fonction indicatrice I_t est égale à 1 si la valeur de la variable de seuil Z_{t-1} excède un certain seuil λ :

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_{t-1} \geq \lambda \\ 0 & \text{si } Z_{t-1} < \lambda \end{cases} \quad (4)$$

Un tel modèle SETAR décrit une dynamique d'ajustement différente selon que l'on se situe au-dessus ou en dessous du seuil λ . Petrucelli et Woodford (1984) ont montré que des conditions nécessaires pour la stationnarité de Z_t sont $\phi_1 < 0$, $\phi_2 < 0$ et $(1 + \phi_1)(1 + \phi_2) < 1$.

2.2.2 Effets de seuil avec variable de transition en différence

Dans le cadre de la représentation M-SETAR d'Enders et Siklos (2001), le processus est toujours décrit par l'équation (3) mais la fonction indicatrice prend la valeur 0 ou 1 en fonction de la différence première de cette série:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta Z_{t-1} \geq \lambda \\ 0 & \text{si } \Delta Z_{t-1} < \lambda \end{cases} \quad (5)$$

Le modèle associé décrit un ajustement distinct suivant que l'accroissement de la variable de transition ΔZ_{t-1} excède ou non la valeur du paramètre de seuil λ . Cette représentation permet donc de modéliser une dynamique différente suivant la taille des déviations de la variable Z_t par rapport à λ .

Le choix de ΔZ_{t-1} comme variable de transition présente en particulier l'avantage de vérifier la condition de stationnarité sous les hypothèses alternatives d'un processus Z_t $I(1)$ ou $I(0)$.

2.3 Statistique de test pour l'hypothèse nulle de linéarité

La présence d'un effet de seuil dans les modèles précédents est testée par l'égalité des deux vecteurs de coefficients dans l'équation (3):

$$H_0 : \{\Xi_1 = \Xi_2\}$$

Sous cette hypothèse nulle, il n'y a pas d'effets de seuil et le modèle est donc linéaire. Parmi les statistiques proposées pour tester la présence de cet effet de seuil, Andrews et Ploberger (1994) ont développé un test de Wald valable uniquement dans le cas de processus stationnaires. La statistique de Wald standard W_T utilisée pour tester l'hypothèse nulle $H_0 : \{\Xi_1 = \Xi_2\}$ s'écrit:

$$W_T(\lambda) = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\lambda)} - 1 \right) \quad (6)$$

où $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ est défini comme la variance des résidus de (3) pour un seuil λ fixé et $\hat{\sigma}_0^2$ est la variance estimée des résidus du modèle linéaire sous la nulle. La distribution de cette statistique de test est cependant non pivotale du fait de la présence du paramètre de seuil.

En s'inspirant des résultats de Hansen (1996), il est possible de contourner ce problème de la présence de λ sous la nulle en fournissant une estimation préalable de ce paramètre. Chan (1993) propose de choisir la valeur du paramètre de seuil dans un intervalle $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ dont les bornes vérifient $P[Z_t \leq \lambda_1] = 5\%$ et $P[Z_t \leq \lambda_2] = 95\%$. Le seuil retenu $\hat{\lambda}$ est celui qui minimise les variances estimées $\hat{\sigma}^2(\lambda)$:

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda) \quad (7)$$

avec $\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^{t=T} \hat{e}_t(\lambda)^2$ où \hat{e}_t sont les résidus de (3) par la méthode des moindres carrés pour chaque valeur λ possible dans l'ensemble Λ . Notons que ceci revient à maximiser la statistique de Wald d'après (6). En effet, puisque $W_T(\lambda)$ est une fonction décroissante en $\hat{\sigma}^2(\lambda)$, la statistique retenue pour tester l'hypothèse nulle de linéarité est la suivante:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda) \quad (8)$$

où $W_T(\hat{\lambda})$ est la statistique sup-Wald pour l'hypothèse H_0 .

A partir de $\hat{\lambda}$, l'estimation des coefficients vectoriels Ξ_1 et Ξ_2 de l'équation (3) est alors obtenue par régression des moindres carrés:

$$\Delta Z_t = \hat{\Xi}_1 x_{t-1} (1 - \hat{I}_t) + \hat{\Xi}_2 x_{t-1} \hat{I}_t + \hat{e}_t \quad (9)$$

$$\text{où } \hat{I}_t = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_{t-1} \geq \hat{\lambda} \\ 0 & \text{si } Z_{t-1} < \hat{\lambda} \end{cases}$$

Les estimations de (9) sont ensuite utilisées pour effectuer une inférence concernant les paramètres du modèle en se basant les statistiques de Wald et du t de Student. La distribution asymptotique de cette statistique de test en présence de racine unitaire est donnée par le théorème 4 de Caner et Hansen (2001). Ils démontrent que cette distribution asymptotique sous l'hypothèse de linéarité est non standard et dépend de paramètres de nuisance. Pour surmonter cette difficulté, une méthode de rééchantillonnage⁶ est présentée et sera mise en oeuvre au cours de l'application empirique.

Détermination des valeurs critiques à distance finie pour le test de linéarité

Sous l'hypothèse nulle de linéarité, le modèle (3) se réduit à

$$\Delta Z_t = \phi Z_{t-1} + A' \tilde{\Delta} Z_{t-1} + e_t \quad (10)$$

où $\tilde{\Delta} Z_{t-1} = [\Delta Z_{t-1} \dots \Delta Z_{t-p}]'$. Cette équation de régression est entièrement déterminée par ϕ , A et la distribution F des erreurs e_t , de telle sorte que nous pouvons utiliser des procédures de rééchantillonnage paramétriques pour approximer la distribution de la statistique W_T afin de calculer les valeurs critiques et les fonctions "p-values" à distance finie.

La procédure de rééchantillonnage dans le cadre d'une estimation non contrainte est alors décrite comme suit. Soient $(\tilde{\phi}, \tilde{A}, \tilde{F})$ les estimations de (ϕ, A, F) . Soit e_t^b un échantillon aléatoire obtenu à partir de \tilde{F} et soit Z_t^b le processus généré par

$$\Delta Z_t^b = \tilde{\phi} Z_{t-1}^b + \tilde{A}' \tilde{\Delta} Z_{t-1}^b + e_t^b$$

avec $\tilde{\Delta} Z_{t-1}^b = [\Delta Z_{t-1}^b \dots \Delta Z_{t-p}^b]'$. Soit W_T^b la statistique de Wald pour le test de linéarité obtenue à partir de la série Z_t^b .

En pratique, la "p-value" obtenue par bootstrap est calculée grâce à des tirages aléatoires au cours desquels un nombre important de statistiques W_T^b est généré. La "p-value" correspondante p_T est approchée par la fréquence de réalisation de

⁶Caner et Hansen (2001) ont également mené une étude de Monte-Carlo afin de déterminer la taille et la puissance du test W_T , notamment en présence d'une racine presque unitaire. Les résultats suggèrent que le test ne souffre pas de distorsion de taille pour des valeurs critiques "bootstrappées" et que la puissance du test augmente avec l'amplitude de l'effet de seuil.

l'événement $[W_T^b > W_T]$. Plus précisément, la fonction "p-value" obtenue par bootstrap est $p_T = P[W_T^b > W_T/\mathfrak{F}_T]$ où \mathfrak{F}_T est la filtration naturelle (c'est-à-dire la famille de sous-tribus croissantes associée au processus aléatoire). La distribution de W_T^b utilisée pour le test de linéarité est alors la distribution rééchantillonnée de la statistique du test de Wald.

Pour mettre en oeuvre cette procédure, il est nécessaire de disposer de valeurs pour les estimations $(\tilde{\phi}, \tilde{A}, \tilde{F})$. Pour ϕ et A , il est nécessaire d'obtenir une estimation respectant l'hypothèse nulle, par exemple l'estimation des moindres carrés $(\tilde{\phi}, \tilde{A})$ de ΔZ_t sur x_t . Un estimateur pour F est la distribution empirique des résidus \tilde{e}_t .

Habituellement, les distributions rééchantillonnées convergent en probabilité vers les distributions correctes. Pour notre modèle, la convergence dépend de la vraie valeur de ϕ . Si les séries sont stationnaires, alors les paramètres du modèle sont correctement estimés: la "p-value" est asymptotiquement correcte. En revanche, cela n'est pas le cas si la série est intégrée d'ordre un: la distribution asymptotique sera discontinue à la frontière $\phi = 0$. Un test de racine unitaire à seuil contre une alternative stationnaire mais non-linéaire nécessite donc la construction d'une statistique de test spécifique par rapport à cette alternative. Un test direct a été conçu par Caner et Hansen (2001) et est décrit dans la section suivante.

3 Effets de seuil et processus occasionnellement intégré

L'inconvénient majeur des procédures de test pour un effet de seuil utilisant la statistique de Wald réside dans le fait qu'elles ont été construites pour des situations où les processus sont stationnaires. Or, nous nous intéressons à l'application de ces techniques pour des séries éventuellement intégrées d'ordre un ou bien presque intégrées. Les types de modèles à seuil présentés précédemment ont donc naturellement été étendus par Caner et Hansen (2001) au cas d'une racine unitaire présente dans au moins un des régimes.

Ces auteurs ont ainsi développé une théorie asymptotique d'inférence statistique afin de dissocier l'hypothèse d'effets asymétriques de l'hypothèse de non-stationnarité pour des processus autorégressifs. Ils proposent de considérer de manière jointe⁷ l'hypothèse de non-linéarité (effets de seuil) et l'hypothèse de non-stationnarité (racine unitaire).

⁷Un test d'intégration conçu spécifiquement dans un cadre non-linéaire se justifie par le fait que différentes études ont mis en valeur la faiblesse des tests de racine unitaire usuels (ADF, Phillips-Perron...) pour rejeter l'hypothèse nulle de racine unité si le Processus Générateur des Données (PGD) est en réalité un processus stationnaire sujet à des changements de régime.

3.1 Régimes multiples et racine partiellement unitaire

Les paramètres ϕ_1 et ϕ_2 dans le modèle (3) contrôlent la stationnarité du processus Z_t . L'hypothèse d'intérêt pour un test de racine unitaire est alors

$$H_0 : \{\phi_1 = \phi_2 = 0\} \quad (11)$$

Si cette hypothèse est vérifiée, le modèle (3) peut être réécrit comme une représentation auto-régressive avec des effets de seuil pour la variable ΔZ_t de telle sorte que Z_t est une variable $I(1)$. Néanmoins, dans les modèles généraux de la forme (3), la région de stationnarité n'est pas parfaitement cernée. Les conditions conventionnellement utilisées pour vérifier que le modèle est stationnaire sont $\phi_1 < 0$, $\phi_2 < 0$ et $(1 + \phi_1)(1 + \phi_2) < 1$ ⁸. Cela suggère qu'une alternative naturelle pour H_0 est

$$H_1 : \{\phi_1 < 0 \text{ et } \phi_2 < 0\} \quad (12)$$

Mais il existe un troisième cas intermédiaire où seul un régime est stationnaire:

$$H_2 : \begin{cases} \phi_1 < 0 \text{ et } \phi_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \phi_1 = 0 \text{ et } \phi_2 < 0 \end{cases}$$

Si H_2 est vérifiée, alors le processus Z_t se conduit comme un processus à racine unitaire pour un régime mais aura un comportement stationnaire dans l'autre régime. Sous H_2 , le processus est non stationnaire mais cela n'est pas un processus à racine unitaire classique. On dira que le processus est "partiellement" intégré.

Il est possible d'utiliser différentes statistiques pour tester ces hypothèses. Le test standard pour tester H_0 contre l'alternative générale $\{\phi_1 \neq 0 \text{ ou } \phi_2 \neq 0\}$ est la statistique de Wald calculée à partir de (9). Cette statistique s'écrit:

$$R_{2T} = t_1^2 + t_2^2 \quad (13)$$

où t_1 et t_2 sont les t -stats pour $\hat{\phi}_1$ et $\hat{\phi}_2$ dans (9). Etant donné que les hypothèses alternatives H_1 et H_2 sont unilatérales, cette statistique de Wald bilatérale R_{2T} peut posséder une puissance plus faible qu'une version unilatérale. Nous pouvons alors considérer la version unilatérale de la statistique de Wald afin de se concentrer uniquement sur les valeurs négatives de $\hat{\phi}_1$ et $\hat{\phi}_2$:

$$R_{1T} = t_1^2 I_{[\hat{\phi}_1 < 0]} + t_2^2 I_{[\hat{\phi}_2 < 0]} \quad (14)$$

qui teste l'hypothèse nulle H_0 contre l'alternative $\phi_1 < 0$ ou $\phi_2 < 0$.

⁸cf. Petrucelli et Woodford (1984).

Statistique de test	Hypothèse alternative correspondante
R_{2T}	$\phi_1 \neq 0$ ou $\phi_2 \neq 0$
R_{1T}	$\phi_1 < 0$ ou $\phi_2 < 0$
t_1	$\phi_1 < 0$
t_2	$\phi_2 < 0$

Table 1: Tableau récapitulatif des statistiques de tests suivant les hypothèses alternatives

Toutefois, alors qu'une statistique de test significative peut justifier le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, elle n'est pas en mesure de discriminer entre l'hypothèse de stationnarité H_1 et celle de racine occasionnellement unitaire H_2 . Cela nécessite ainsi un test spécifiquement construit pour l'alternative stationnaire H_2 . Il s'agit alors d'examiner les valeurs négatives des t -statistiques individuelles t_1 et t_2 . Si une des statistiques t_1 et t_2 est statistiquement significative, cela pourrait signifier que l'hypothèse H_2 d'une racine occasionnellement unitaire est cohérente avec les données. Cette dernière procédure de test nous permet de discriminer entre les hypothèses H_0 , H_1 et H_2 . Le tableau 1 récapitule les différentes statistiques pour chaque hypothèse alternative associée.

3.2 Distribution asymptotique de la statistique de test

La distribution asymptotique des statistiques de test de racine unitaire présentées précédemment repose sur un ensemble d'outils asymptotiques. Cette théorie asymptotique est basée essentiellement sur la convergence faible d'un processus empirique doublement indexé vers un processus de Wiener à deux paramètres⁹.

Bien que les statistiques utilisées soient standard, leur distribution asymptotique ne l'est pas, étant données la présence de paramètres de nuisance et la non-stationnarité des séries sous l'hypothèse nulle. Plus exactement, les distribution asymptotiques pour la statistique de test de racine unité sont différentes suivant la présence ou non d'un effet de seuil, ce qui pose le problème de l'identification de la valeur du paramètre de seuil. Lorsqu'il n'y a pas d'effet de seuil, le paramètre de seuil n'est pas identifié si bien que $\hat{\lambda}$ reste aléatoire pour de grands échantillons, ce qui se répercute sur la distribution asymptotique des statistiques. Lorsqu'un effet de seuil est présent, le paramètre est identifié et $\hat{\lambda}$ sera proche asymptotiquement de la vraie valeur. Dans ce cas, la distribution asymptotique est équivalente à celle correspondant au cas où la vraie valeur est connue.

Caner et Hansen (2001) calculent les valeurs critiques par simulations de Monte Carlo à partir de la formule asymptotique. Dans le cas où le paramètre de seuil est

⁹Pour les distributions asymptotiques, voir Caner et Hansen (2001).

identifié, les deux t -statistiques sont asymptotiquement des combinaisons linéaires d'une variable suivant une loi Normale et d'une variable de Dickey-Fuller. Plus précisément, la distribution asymptotique de R_{2T} prend une forme mixte qui est bornée par la somme d'une variable de Dickey-Fuller au carré et d'une distribution du Chi-deux¹⁰. La distribution dépend de paramètres de mélange inconnus mais le résultat fournit une borne pour la distribution asymptotique puisque la distribution mixte est stochastiquement dominée par la distribution de Dickey-Fuller. Lorsque le paramètre de seuil n'est pas identifié, les fonctions "p-value" asymptotiques sont basées sur une approximation par une loi du Chi-deux¹¹.

3.3 Procédure de rééchantillonnage pour le calcul des valeurs critiques

Même si les distributions des statistiques de test peuvent être approximées asymptotiquement, l'inférence à distance finie peut être améliorée en utilisant une distribution rééchantillonnée. Une difficulté apparaît concernant la spécification de la non-linéarité, étant donné que l'hypothèse nulle de racine unitaire est compatible avec l'existence ou bien l'absence d'un effet de seuil. Ceci implique que la distribution de probabilité obtenue par rééchantillonnage différera selon l'un ou l'autre cas puisque la distribution asymptotique est elle-même différente selon l'identification ou non du paramètre de seuil.

L'analyse de Caner et Hansen (2001) par simulations de Monte-Carlo montre que ces tests de racine unitaire ont une puissance supérieure par rapport au test ADF (*Augmented Dickey Fuller*, cf. Dickey et Fuller (1979)) lorsque le PGD est un processus autorégressif avec effets de seuil. Les tests de ratio t sont capables de discerner les hypothèses H_0 , H_1 et H_2 . En particulier, le test R_{2T} basé sur des valeurs critiques obtenues par une méthode de rééchantillonnage lorsque le paramètre de seuil n'est pas identifié a un meilleur comportement en terme de taille par rapport à la méthode où le paramètre de seuil est identifié. Ceci est également vrai en se fondant sur les valeurs critiques asymptotiques.

Compte tenu de ces derniers résultats et à l'instar de Caner et Hansen (2001), nous retiendrons la méthode de rééchantillonnage lorsque le paramètre de seuil n'est pas identifié pour notre application empirique.

La méthode de rééchantillonnage lorsque le paramètre de seuil n'est pas identifié nécessite la vérification de la contrainte $\{\Xi_1 = \Xi_2\}$ (pas d'effets de seuil) et $\{\phi = 0\}$ (racine unitaire). La procédure est identique à celle présentée pour le test de linéarité dans le cas du modèle contraint, puisque l'hypothèse nulle dans ce cas est identique.

¹⁰La borne est libre de paramètres de nuisance et peut donc être calculée directement.

¹¹cf section 5.2. de Caner et Hansen (2001).

4 Modélisation à seuil pour le taux d'intérêt réel

Dans cette section, les tests de racine unitaire et de linéarité sont appliqués à la série du taux d'intérêt réel à laquelle a été retirée une constante qui évolue avec le temps. L'éventualité de changements de régime est étudiée par l'intermédiaire des modèles SETAR et M-SETAR. En premier lieu, les tests de racine unité portent sur la série dans le cadre du modèle M-SETAR (où la variable de transition est la série en différence première) puis, les tests de linéarité sont effectués à l'aide de la statistique de Wald dans le cadre des deux modèles SETAR et M-SETAR.

Le test pour une racine unitaire dans une représentation M-SETAR est appliqué initialement afin de vérifier la condition de stationnarité pour la variable en niveau, étape nécessaire pour effectuer par la suite des exercices d'inférence statistique corrects¹².

Estimation de la valeur de référence avec rupture structurelle

Afin d'autoriser des valeurs négatives et positives de part et d'autre du paramètre de seuil (comme dans Bec, Ben Salem et Mac Donald (2006) pour le taux de change réel), nous allons considérer comme variable de seuil la série du taux d'intérêt réel centrée autour d'une constante qui change de valeur après une date de rupture estimée par le modèle (méthode endogène). La présence d'une rupture structurelle dans la valeur de référence du taux d'intérêt réel est modélisée à l'aide de la régression suivante:

$$i_t = \mu_{01} + (\mu_{02} - \mu_{01})DU_t + \mu_2 D(T_b)_t + \pi_t + Z_t \quad (15)$$

avec $DU_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < T_b \\ 1 & \text{si } t \geq T_b \end{cases}$ et $D(T_b)_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < T_b \\ 1 & \text{si } t = T_b \end{cases}$

Ici, la série mensuelle du taux d'intérêt réel est obtenue comme la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation (selon la formule de Fisher $r_t = i_t - \pi_t$). Le taux d'intérêt nominal i_t correspond à la moyenne mensuelle des prix de clôture du second marché des bons du Trésor à trois mois (annualisé pour une année de 360 jours), disponible dans le *Federal Reserve Bulletin (Board of Governors of the Federal Reserve System)*. La série de l'inflation est calculée comme le taux de croissance annualisé (en glissement trimestriel¹³) de l'indice mensuel des

¹²Rappelons que, dans le cas de la représentation M-TAR, cette condition est respectée dans la mesure où la variable de seuil est la série en différence première.

¹³Puisqu'il s'agit de prendre en compte la perte de pouvoir d'achat sur une période en relation avec la maturité du titre, nous construisons une série taux d'inflation correspondant au mouvement des prix sur trois mois.

prix à la consommation¹⁴ P_t , soit $\pi_t = 400 * (\frac{P_t}{P_{t-3}} - 1)$.

L'estimation de la relation (15) par les MCO pour la période 1951.1-1999.12 nous donne les valeurs suivantes:

$$r_t = i_t - \pi_t = 0.46 + 2.43DU_t - 2.99.D(1979.7)_t + \hat{Z}_t$$

$$\text{avec } DU_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 1979.7 \\ 1 & \text{si } t \geq 1979.7 \end{cases} \text{ et } D(1979.7)_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 1979.7 \\ 1 & \text{si } t = 1979.7 \end{cases}$$

La date de rupture correspond à celle qui minimise la t -statistique pour l'hypothèse nulle de racine unitaire. Cette valeur a déjà été estimée dans Million (2003) et correspond à la date de juillet 1979.

4.1 Tests de racine unitaire

La stationnarité de \hat{Z}_t a été testée et discutée dans Million (2003) si bien que l'hypothèse de racine unitaire semble pouvoir être rejetée pour \hat{Z}_t sur l'ensemble de l'échantillon, mais uniquement dans un contexte local à l'unité. En raison de l'hypothèse forte d'un effet Fisher complet appliquée au modèle, il semble en effet qu'une certaine persistance soit présente pour les résidus \hat{Z}_t de la relation (15). Nous allons le vérifier régime par régime.

L'estimation d'une modélisation M-SETAR du processus \hat{Z}_t de (15) nous donne les résultats suivants¹⁵:

$$\Delta \hat{Z}_t = \begin{cases} -\frac{0.118}{(0.0325)}.\hat{Z}_{t-1} + \frac{0.158}{(0.049)}.\Delta \hat{Z}_{t-2} + \dots + \frac{0.109}{(0.0417)}.\Delta \hat{Z}_{t-11} + \hat{e}_t \\ \quad \text{si } \Delta \hat{Z}_{t-1} < 1.693 \\ \frac{0.0542}{(0.115)}.\hat{Z}_{t-1} - \frac{1.29}{(0.238)}.\Delta \hat{Z}_{t-1} + \dots - \frac{0.402}{(0.142)}.\Delta \hat{Z}_{t-10} + \hat{e}_t \\ \quad \text{si } \Delta \hat{Z}_{t-1} \geq 1.693 \end{cases}$$

A partir des estimations du modèle M-SETAR, nous avons $\hat{\phi}_1 = -0.118 < 0$ et $(1 - 0.118)(1 + 0.0542) < 1$ si bien que certaines conditions de Petrucelli et Woodford (1984) sont vérifiées, sauf pour le régime haut où $\hat{\phi}_2 = 0.0542 > 0$. Ce manquement aux conditions de Petrucelli et Woodford est partiellement confirmé par l'étude des statistiques des tests de racine unitaire R_{2T} et R_{1T} (cf table 2).

¹⁴L'indice des prix à la consommation P_t représente la moyenne des prix urbains américains ("all items") du Bureau des statistiques du travail (*Bureau of Labor Statistics*); code de la série: CUUR0000SA0, base 100 en 1982-84.

¹⁵Les écarts-type sont entre parenthèses et les variables non significatives au seuil de 5% ont été omises de l'équation.

En effet, les statistiques bilatérale R_{2T} et unilatérale R_{1T} rejette l'hypothèse d'un processus intégré d'ordre un.

Quant à l'hypothèse d'une racine unitaire pour chacun des régimes (t-stats t_1 et t_2), nous nous apercevons que cette hypothèse est rejetée pour le régime bas mais non pour le régime haut en se basant sur les p-value "bootstrappées" (la p-value étant à peu près égale à 89% pour le test t_2). Le régime haut apparaît être celui qui est le moins favorable à l'hypothèse $\{\phi_2 < 0\}$. Néanmoins, étant donné la valeur positive du coefficient estimé ($\hat{\phi}_2 = 0.0542 > 0$), il est possible que la racine du polynôme autoregressif soit supérieure à un plutôt qu'unitaire. Le processus dans le régime haut serait dans ce cas instable mais ne serait plus intégré d'ordre un.

Statistique de test	Hypothèse alternative	Stat.	Boot. p-value
R_{2T}	$\phi_1 \neq 0$ ou $\phi_2 \neq 0$	13.4	3.38%
R_{1T}	$\phi_1 < 0$ ou $\phi_2 < 0$	13.1	3.03%
t_1	$\phi_1 < 0$	3.63	0.73%
t_2	$\phi_2 < 0$	-0.472	88.6%

Table 2: Résultats des quatre tests de racine unité sur le taux d'intérêt réel avec rupture

Notons également que l'ordre de retard pour la variable de transition \hat{Z} a été fixée à 1 car cette valeur correspond à celle déterminée par la méthode endogène de Caner & Hansen (2001). Le choix pour ce paramètre correspond à la valeur maximale de la statistique de Wald pour des retards allant de 1 à 12. En prenant un retard d'ordre 1 pour la variable de transition, nous obtenons donc une valeur pour la statistique de Wald la plus favorable au rejet de l'hypothèse nulle de linéarité.

4.2 Test de linéarité

En ce qui concerne l'estimation du modèle avec ajustement TAR, nous avons les résultats suivants:

$$\Delta \hat{Z}_t = \begin{cases} \underset{(0.0408)}{-0.0733} \hat{Z}_{t-1} + \underset{(0.0563)}{0.111} \Delta \hat{Z}_{t-2} + \dots - \underset{(0.0593)}{0.186} \Delta \hat{Z}_{t-9} + \hat{e}_t & \text{si } \hat{Z}_{t-1} < 1.196 \\ \underset{(0.0916)}{0.0429} \hat{Z}_{t-1} + \underset{(0.101)}{0.235} \Delta \hat{Z}_{t-1} + \dots - \underset{(0.0752)}{0.187} \Delta \hat{Z}_{t-12} + \hat{e}_t & \text{si } \hat{Z}_{t-1} \geq 1.196 \end{cases}$$

Ici, la condition $\hat{Z}_{t-1} < 1.196$ s'interprète comme:

$$r_{t-1} < 1.196 + 0.46 + 2.43DU_{t-1} - 2.99.D(1979.7)_{t-1}$$

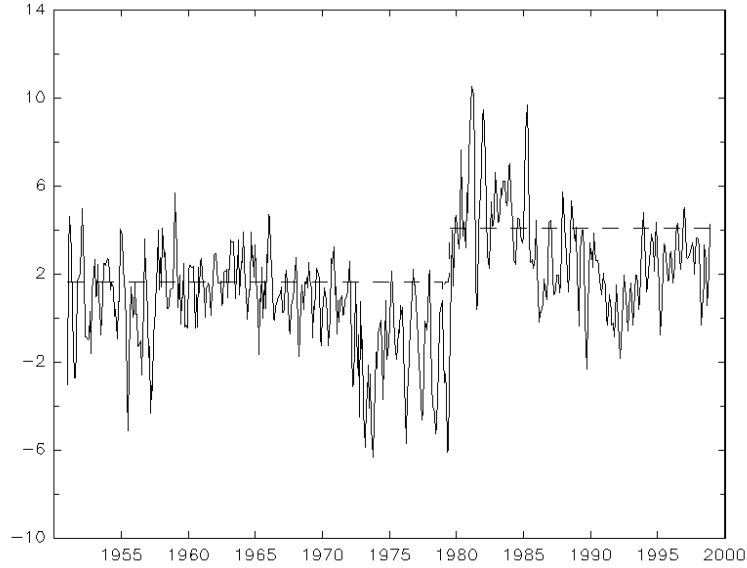


Figure 1: Taux d'intérêt réel et paramètre de seuil variant avec le temps.

$$\text{soit } \begin{cases} r_{t-1} < 1.656 \text{ pour } t < 1979.8 \\ r_{t-1} < 1.096 \text{ pour } t = 1979.8 \\ \text{et } r_{t-1} < 4.086 \text{ pour } t > 1979.8 \end{cases} .$$

Nous sommes donc en présence d'un seuil pour le taux d'intérêt réel qui change de valeur après une certaine date de l'échantillon. Cette rupture dans le paramètre de seuil est représentée dans le graphique 1. Nous observons notamment que les valeurs correspondantes au régime haut apparaissent pour la plupart avant les chocs pétroliers et pendant la politique de désinflation de Volcker.

La statistique de Wald pour la représentation M-SETAR des écarts du taux d'intérêt réel par rapport à sa moyenne avec rupture nous indique qu'il existe une très forte probabilité qu'une modélisation linéaire ne soit pas validée par les données (cf table 3). Sa valeur de 101.0 est associée à une p-value négligeable. La valeur estimée du seuil est égale à 1.693.

Concernant notre modélisation SETAR, la valeur estimée pour le seuil est de 1.196 ce qui représente une valeur plus basse par rapport au modèle M-SETAR (1.693). La statistique de Wald est de seulement 30.9 ce qui correspond à une p-value de 10.6%. Cette p-value est beaucoup plus importante par rapport au même test appliqué avec une variable de seuil en différence première. Dans ce cas, une représentation linéaire ne peut être rejetée pour le taux d'intérêt réel centré autour d'une moyenne avec rupture, même au seuil de 10%.

Modèle	W_T	p-value	$\hat{\lambda}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$
M-TAR	101.0	0.0%	1.693	-0.118	0.054
TAR	30.9	10.6%	1.196	-0.073	0.043

Table 3: Résultats des tests de linéarité pour chacun des modèles à seuil

Cette valeur peu significative de la statistique de test de linéarité est à relier avec la persistance du taux d'intérêt réel dans le régime haut. En effet, la valeur estimée du coefficient est positive ($\hat{\phi}_2 = 0.054$) donc cela implique un coefficient autorégressif estimé pour \hat{Z}_t supérieur à un. Le test t_2 n'a pas permis de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire, mais peut-être en raison de cette valeur positive. Cela peut être la conséquence directe de l'hypothèse forte d'un effet Fisher complet (variation de un pour un entre les deux variables: taux d'intérêt et taux d'inflation) surtout dans un contexte de transition instantanée pour la série en niveau comme dans les modèles de type SETAR.

5 Commentaires sur les résultats et conclusion

Cette analyse empirique à partir d'un modèle avec effets de seuil nous a permis de détecter différents régimes pour la dynamique du taux d'intérêt réel américain. En outre, l'introduction de ruptures structurelles a été utile pour mieux prendre en compte une certaine instabilité du processus au cours des cinquante dernières années. Les effets de seuil modélisés sont soit des effets de taille, soit des effets de signe et correspondent à des interprétations différentes.

Dans le cadre de la représentation M-SETAR, l'accroissement du processus constitue la variable de seuil: les ajustements sont différents si cette croissance dépasse un certain seuil. Cela correspond à des asymétries de taille (accroissement faible ou important des valeurs de la variable de seuil). La persistance et la dynamique du taux d'intérêt réel centré autour d'une constante variable avec le temps seront donc différentes entre les deux régimes.

Dans le cadre du modèle SETAR, nous avons détecté un ajustement non linéaire entre les deux régimes de taux d'intérêt réels bas et élevés. Dans ce cas, des ajustements différents pour des déviations positives ou négatives par rapport au paramètre de seuil du modèle représentent des effets de signe. Ceux-ci peuvent par exemple provenir de coûts d'ajustement non convexes pour la fonction objectif de la banque centrale. La politique monétaire associée à des taux d'intérêt réels bas ou élevés sera alors différente et ne correspondra pas aux mêmes objectifs ni aux mêmes états de la nature. Ceci correspond à des situations où le taux d'inflation est respectivement important et faible par rapport au taux d'intérêt nominal, *ceteris paribus*.

Cette représentation asymétrique du taux d'intérêt réel est notamment cohérente

avec les résultats du modèle de Clarida, Gali et Gertler (2000) concernant le changement de valeur du coefficient associé à la cible d'inflation dans la fonction de réaction de la banque centrale (de type règle de Taylor, cf Taylor (1993)). Ce type de comportement correspond notamment à des réalisations du taux d'intérêt dans le régime haut après le changement de politique monétaire opéré en 1979. En effet, si le taux d'intérêt nominal est maintenu élevé le temps que l'inflation revienne à la valeur cible fixée par la banque centrale, le taux d'intérêt réel reste artificiellement haut afin de produire l'effet correcteur nécessaire dans le cadre du mécanisme de transmission de la politique monétaire.

L'existence d'effets de seuil peut également être considérée comme une conséquence d'un comportement de ciblage d'inflation en zone de la part de la Fed. Ce type d'approche implique que la banque centrale "opportuniste" procédera à une politique monétaire active visant à ramener le taux d'inflation à l'intérieur de la bande, si celui-ci se situe au-dessus (resp. en dessous) de la valeur maximum (resp. minimum) considérée comme tolérable. Dans ce cas, cela signifie que le taux d'inflation et le taux d'intérêt nominal manifesteront un processus de "retour à la moyenne" à chaque fois que la borne est dépassée. Puisque ces phénomènes de retour à la moyenne se produisent à des dates différentes, il est possible que le taux d'intérêt réel affiche une certaine persistance aisément confondable avec de la non-stationnarité, persistance d'autant plus importante que le système présentera des résistances à un changement du taux d'inflation.

Cette interprétation économique permet de mettre en lumière le rôle de la banque centrale dans les périodes de turbulence constatées sur les marchés monétaires à court terme. La présence de ces effets asymétriques remet également en cause le traitement de l'effet Fisher complet par des méthodes linéaires. Toutefois, la p -value importante pour le test de linéarité concernant le taux d'intérêt réel centré autour d'une moyenne avec rupture constitue un élément à prendre en considération dans le cas du traitement de l'effet Fisher complet. C'est pourquoi il peut être intéressant d'introduire un effet graduel dans le changement de régime pour la rupture de la série (comme dans Saikkonen et Lütkepohl (2002)).

References

- ANDERSON, H. (1997): "Transaction Costs and Non-Linear Adjustment Towards Equilibrium in the US Treasury Bill Market," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 465–484.
- ANDREWS, D. ET W. PLOBERGER (1994): "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative," *Econometrica*, 62, 1383–1414.

- BALKE, N. S. ET T. B. FOMBY (1997): "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, 38, 627–646.
- BEC, F., M. BEN SALEM, ET R. MACDONALD (2006): "Real exchange rates and real interest rates; a nonlinear perspective," *Louvain Economic Review*, 72 (2).
- CANER, M. ET B. HANSEN (2001): "Threshold Autoregressions with a Unit Root," *Econometrica*, 69, 1555–1596.
- CAPORALE, T. ET K. GRIER (2000): "Political regime change and the real interest rate," *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, 320–334.
- CHAN, K. S. (1993): "Consistency and limiting distribution of the Least squares estimator of a threshold autoregressive model," *The Annals of Statistics*, 21, 520–33.
- CLARIDA, R., J. GALI, ET M. GERTLER (2000): "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, 115, 145–180.
- COORAY, A. (2002): "The Fisher Effect: a review of the literature," Macquaire University, Department of Economics.
- DICKEY, D. A. ET W. A. FULLER (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- DOLADO, J. J., R. PEDRERO, ET F. J. RUGE-MURCIA (2004): "Non-Linear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the US," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1155–43.
- ENDERS, W. ET P. SIKLOS (2001): "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166–177.
- EVANS, M. ET K. LEWIS (1995): "Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?" *Journal of Finance*, 50, 225–253.
- FISHER, I. (1930): *The Theory of Interest*, New York (reprinted A. M. Kelly, 1965).
- GARCIA, R. ET P. PERRON (1996): "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts," *The Review of Economics and Statistics*, 78, 111–125.
- GRAY, S. F. (1996): "Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime Switching Process," *Journal of Financial Economics*, 42, 27–62.

- HANSEN, B. E. (1996): "Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64, 413–430.
- HENRY, O. T. (1999): "Changes in Regime and the Long Run Fisher Effect: a threshold cointegration approach," Department of Economics, The University of Melbourne, Research Paper.
- HUIZINGA, J. ET F. S. MISHKIN (1985): "Monetary Policy regime shifts and the unusual behavior of real interest rates," NBER Working paper series 1678.
- KIM, D., D. OSBORN, ET M. SENSIER (2005): "Nonlinearity in the Fed's Monetary Policy Rule," *Journal of Applied Econometrics*, 20, 621–39.
- MILLION, N. (2003): "The Fisher Effect Revisited Through an Efficient Non Linear Unit Root Testing Procedure," *Applied Economics Letters*, 10, 951–954.
- ORPHANIDES, A. ET D. WILCOX (2002): "The Opportunistic Approach to Disinflation," *International Finance*, 5, 47–71.
- PETRUCCELLI, J. ET S. WOODFORD (1984): "A Threshold AR(1) model," *Journal of Applied Probability*, 21, 270–86.
- PIPPINGER, M. K. ET G. E. GOERING (1993): "A Note on the Empirical Power of Unit Root Tests under Threshold Processes," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 473–481.
- SAIKKONEN, P. ET H. LUTKEPOHL (2002): "Testing for a Unit Root in Time Series with a Level Shift at Unknown Time," *Econometric Theory*, 18, 313–48.
- SOLA, M. ET J. DRIFFIL (1994): "Testing the Term Structure of Interest Rates Using a Stationary Vector Autoregression with Regime Switching," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 601–628.
- TAYLOR, J. (1993): "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- TONG, H. ET K. S. LIM (1980): "Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 42, 245–92.